

オーストラリア、インドに於ける 生産函数推定の試みについて

種 岡 輝 雄

(一)

すでに筆者は、主としてアメリカ合衆国製造工業を対象として推定された、Douglas 型の生産函数の推定結果について、今まで考察乃至吟味を加えて、その結果を今まで諸論文⁽¹⁾に於て発表してきた。同様の研究が、Australia 及び India の製造工業を対象として行われていることも周知の通りである。本小論に於ては、それらの研究の一部を特にとりあげて、考察を加えようとするものである。由来 Douglas 型生産函数は産出量を P' 、労働、資本（固定資本）の投入量を夫々 L 、 C にて示すとき

$$P' = bL^k C^j \quad (k + j \neq 1) \quad (1)$$

にて示されるが、この指数型生産函数は何も Douglas 固有のものではなく、その分配論に於て例えば、企業の生産函数として K. Wicksell も使用している所である。そうすると、何が故に、この指数型生産函数式(1)が、Douglas の名を冠して呼称されるに至ったか⁽²⁾というに、それは、Douglas が、C. W. Cobb との共同論文⁽³⁾を發表して以後の成果に由来する。即ち(1)、この指数型生産函数式の対数をとれば

$$\log P' = \log b + k \log L + j \log C \quad (2)$$

の型となるが、最小自乗法という比較的簡単な統計的技術によって、この式(2)のパラメーター k 、 j の推定値が求められるから、現実の資料から生産函数を数量化することが比較的容易であり、従ってそこから技術的生産函数についての有効なる結論が導出されるかに考えられたこと。更には(2)、この k により現実の製造工業に於いて労働者の受取る賃銀の相対的分配分をかなり有効に説明出来るとの経験的事実の上に立って、現実の賃銀分配を説明するものとしての限界生産力説の妥当性が承認されたかに考えられたことに由来するものと考えられる。即ちパラメーターの推定方法が比較的簡単で、しかも、尚きわめて有効な結論が導出されると考えられた所に、最大の理論的興味が持たれ、種々の地域に於て、種々の年度を対象として、多くの人々により Douglas のやり方に追随して、推定が行われたからである。筆者は本小論に於ては、これらの理論的問題点にはふれずに、先記地域に於ける推定結果の吟味を行う。

(二)

Australia Commonwealth 及び、そこに含まれる Victoria, New South Wales の諸州に於ける製造工業を対象としてあてはめられた Douglas 函数の推定結果は次表第一

表の示す如くである。
(4)

第 一 表

時 系 列 分 析							
地 域	年間	N	k	σ_k	j	σ_j	k+j
Victoria	1907~29	22	.84	±.34	.23	±.17	1.07
New South Wales	1901~27	26	.78	±.12	.20	±.08	.98
Cross-section 分析							
地 域	年度	N	k	σ_k	j	σ_j	k+j
Australia	1912	85	.52	±.05	.47	±.05	.99
〃	1922~23	87	.53	±.05	.49	±.05	1.02
〃	1926~27	85	.59	±.05	.34	±.04	.93
〃	1934~35	138	.64	±.04	.36	±.04	1.00
〃	1936~37	87	.49	±.04	.49	±.04	.98
Victoria	1910~11	34	.74	±.08	.25	±.11	.99
〃	1923~24	38	.62	±.08	.31	±.10	.93
〃	1927~28	35	.59	±.07	.27	±.09	.86
New South Wales	1933~34	125	.65	±.04	.34	±.03	.99

時系列分析は、生産量、労働、資本の投入（存在）量の上記年間の指数に対するあてはめの結果を示し、cross-section 分析の場合は、第一表第二欄に記入されている年度に於ける。製造工業に含まれる産業別の付加価値額、年間平均戸用者数、固定資本（資本資産）の投入（存在）量に対するあてはめの結果を示す。第三欄のNはあてはめに使用された資料の観察数を示す。但し、時系列分析の場合、New South Wales に於ては、Nの数は、適用された年間の数よりも1つだけ少い。Cross-section 分析の場合、Nは問題の製造工業に於て、あてはめに使用された産業の数を示すものである。時系列の場合の資料のうち資本（固定）指数は、New South Wales の場合、(1) plant 及び machinery (2) buildings 及び fixtures からなり、作製するための資料は Official Yearbooks of New South Wales, 1901~1927から採用された。いずれも、上記年間に於ける(1)、(2)の各項の増加分を計算し、つぎに各年度の増加分が特別に作製された費用指数で deflate され、これら各年度の増加分を、1886年のそれらの存在量につぎつぎに加算することにより、1886年以降の固定資本の存在量が計算され、つぎにそれらの存在量を1911年を100とする指数として示し、問題とする1901~1927年に及び資本指数が作製された。労働投入量も上記 Yearbooks により、1911年を100とする指数に換算されて、L 指数が計算された。生産量を示すP指数は1911年に於てそれら各産業の付加価値が製造工業の付加価値全体に於てしめる割合を重みとして、それら諸産業の各年度の生産量から加重平均として求められ、1911年を100として示された指数が採用された。計算のための式は $\frac{\sum Q_1 W_0}{\sum Q_0 W_0}$ で、この式で Q_0 は基準の年度の各産業（各財）の生産量、 W_0 は付加価値額、 Q_1 は比較しようとする年度の各

産業の産出量を示す。Victoria の各指数についても、大体同一の手續きに従って計算されているものと考えてよい。Cross-section 分析の場合の資料であるが、先記 Victoria, Australia Commonwealth の場合 Government Statist of Victoria, Victorian Year-book, No. 31,33,44,48,51; Commonwealth Bureau of Census and Statistics, Production Bulletin; Summary of Australian Production Statistics, No. 5,18,22 から資料がとられている。労働投入量を示すL資料は、職員 working proprietors を含む各産業別の年間平均戸用者数がとられ、資本資料は、建築物、工場、機械の価値、即ち固定資本ストックの価値額がとられたが、センサスの資本価値額には、土地をも含むので、土地の価値額は土地と建築物の総和の33%であると推定されて、建築物の価値額が推定された。生産価値額としては、各産業毎の net value added が採用されたが、しかし、この推定の場合、建築物については4%の減価償却率、機械類については、10%の減価償却率が使用されたが、これは、アメリカ合衆国に於ける一群の産業に於ける減価償却率であり、従って、この率を Australia, Victoria の固定資本財の推定にそのまま適用することは決して正しくない。New South Wales の cross-section 分析に於ても、大体同様であるが、資本資料は土地の価値をも含み、付加価値額は、減価償却分を含む粗付加価値額が使用されている点に於て他の場合を異る。

第一表の推定結果に関する限り、 $k + j$ の欄の数値を見れば Victoria 1927~1928 年度の0.86の数値を除き、何れも0.9台にあり、何れも1に近く、Australia 1934~1935年に於ては正確に1である。従って、上記の推定結果に関する限り、時系列分析の場合、観察値Nの数が多いから、 k 、 j の推定誤差、 σ_k σ_j が何れもかなり大きいことを別にすれば、 k と j との和が1であるとの仮設は退けられない。今、上記と同一の資料に一次且つ同次の Douglas 範式 $P' = bL^kC^{1-k}$ をあてはめた結果を示す第二表は

第 二 表

時 系 列 分 析	k	σ_k	
Victoria	1907~1929	.71	±.07
New South Wales	1901~1927	.86	±.05
Cross-section 分析			
Australia	1912	.52	±.04
〃	1922~23	.52	±.05
〃	1926~27	.64	±.05
〃	1934~35	.64	±.04
〃	1936~37	.50	±.04
Victoria	1910~11	.75	±.08
〃	1923~24	.61	±.08
〃	1927~28	.60	±.05
New South Wales	1933~34	.66	±.03

であり、推定誤差、 σ_k σ_j の大きい時系列分析の場合を除き、 $P' = bL^k C^j$ ($k + j \neq 1$) を範式として推定された k の推定値と、 $P' = bL^k C^{1-k}$ を範式として推定された k の推定値は大体同一である。更に、特に時系列分析の場合、 (k, j) 範式を使用して推定された k の推定誤差 σ_k と、 $(k, 1-k)$ 範式を使用して推定された k の推定誤差 σ_k を比較するとき、後者が前者よりもはるかに小さく、従って、 (k, j) 範式をあてはめるに当って、大きな難点があること、従って、何かそこに想定をつけ加えて、 $(k, 1-k)$ 範式を使用して、推定を行うように考慮されるべき問題点があることを上の適用例は示すものと考えられる。それはそれとして、上述のように

$$k + j = 1 \quad (3)$$

であるから、あてはめに使用された Douglas 範式

$$P' = bL^k C^j \quad (4)$$

について、

$$P' = bL^k C^{1-k} \quad (5)$$

と書きかえられることになる。ここで Douglas は上述の $(k, 1-k)$ 範式が、資料の上から justify されることを立証するため、理論値 P' が実際の観察値 P をどれだけ説明出来るかということに求めている。即ち夫々の場合に於てえられた経験的ダグラス函数に、現実の L , C の観察値を代入して、理論値 P' を計算し、この P' と産出量の観察値 P との比較を行い、この比較が良好であるか否かによって、経験的 Douglas 函数が満足の行くものであるか否かの検証を行なおうとしたのである。その一部を第四表が示す。

第 四 表

地 域	年 度	夫々の割合 (%表示)	
		$ D \leq S$	$ D \leq 2S$
Australia	1912	76	92
〃	1922~23	76	94
〃	1926~27	76	96
〃	1936~37	80	91
		68	95

最後の行の数値は P が P' のまわりに、正規分布すると仮定した場合の割合を示す。勿論

$$D = \log P - \log P'$$

$$S = \sqrt{\frac{\sum (\log P - \log P')^2}{n-3}}$$

である。この第四表から、経験的にえられた Douglas 範式を、原因変数 L , C の現実の観察値から、現実の産出量 P を推定しようとするため、即ち推定方程式として使用しようとするのであれば、極めて満足の行く式であることが判明する。しかし、構造方程式とし

て使用するのであれば上述の結果のみにたよることは危険であるが、Douglasはこの点には特別の考慮を払っていない。

つぎに分配分、労働の分配分の限界生産力説による検証であるが、Douglas のいうように、(1)生産函数が一次且つ同次であり、(2)競争が完全であれば、上記範式の k は、同時に労働賃銀が限界生産力に等しく支払われた場合に於ける wage bills の付加価値額に於て占める割合即ち relative share of labor を示す理論値になる。従って、この k の推定値と、これとは別個に計算された製造工業に於て wage bills の付加価値額に於て占める割合を示す実際の数値と比較することにより、現実の賃銀分配分が果して、限界生産力によって規定せられているものか否かの検討が可能となる。今現実の relative share of labor (これを $\frac{W}{P}$ にて示す) を上記適用例について見ると第五表の通りである。比較のため k の推定値をも記す。

第 五 表

時系列分析		k	$\frac{W}{P}$
Victoria	1901~1929	.84	—
Cross-section分析			
Australia	1912	.52	.54
〃	1922~23	.53	.54
〃	1926~27	.59	.57
〃	1934~35	.64	.61
〃	1936~37	.49	.51
Victoria	1910~11	.74	.64
〃	1923~24	.62	.65
〃	1927~28	.59	.68

最も興味がひかれる Victoria 時系列の場合に $\frac{W}{P}$ の推定値が示されていないのが残念であるが、Cross-section 分析の場合、Douglas の立場からは、最も好ましくない結果を示す Victoria 1910~11, 1927~28 の二例を除き、 k と $\frac{W}{P}$ の対応関係は著しい。この対応関係が著しいからといって、賃銀の限界生産力説が justify されたと判断することにはかなり危険が伴うのであるが、しかし、上記の結果からは以上の推定結果に関する限り、賃銀の限界生産力説は一応 justify されたものと考えられている。ところが Australia に於て、従って又 Victoria 州に於ては、政府による wage regulation が行われていたからこのように wage regulation の行われている先記製造工業を対象として、自由（完全）競争をたてまえとする限界生産力説を検証しようとして、しかも好都合の結果がえられたからといって、果してこの推定結果に対して、充分の信頼がおかれうるか否かは大変疑問がもたれるのである。まして、先記年間に於ては、不完全競争の存在していたこと乃至労働組合の結成等により団体交渉の下に於いて賃銀の決定が行われていた事情まで考えると尚更で

ある。

それはそれとして、純粹に Douglas の意図に従う限り、かなり満足の行く結果をあたえているといつてよいであろう。所が、上記時系列分析、cross-section 分析の何れにあつても資料は macro のものである。時系列の場合、資料 P, L, C 指数は製造工業全体に関するものであり、従つて例えば上述の P 指数は、1911年を基準の年度とする各産業毎の付加価値を weight として計算された総合生産物の総合指数であり、従つて、上記年間に於て、製造工業の産業構成が基準の年度1911年度と著しく異なる場合、これらの産業構成の変化を反映するものではない。更に、その外の方法で P 指数を作製しても決して産業構成の変化を反映する正確な指数は作製出来ない。これと事情は若干異なるが、L, C 指数も、共に決して満足の行くものではない。Cross-section 分析の場合の資料である産業毎の付加価値額、労働、資本の資料にしても先記から理解されるように決して満足の行くものではない。しかし、この点は別にしても、上記資料は何れも macro のものである。所が Douglas 範式はもともと micro のものである。従つて、上述の macro の資料にあてはめるためには、まず micro の生産函数式から、macro の生産函数式を導出する手続きがなされなければならないと考えられるが、そのような手続きは踏まれていない。だから、こゝに無理があるわけである。所で、この批判に対し、Douglas は Cross-section 分析の場合に各産業毎の付加価値額、労働、資本の資料をセンサスに報告された企業乃至事業体の数で除して、いわゆる plant 平均を求め、この産業別の plant 平均資料えのあてはめを行つて、先記の批判に答えている。これを第六表が示す。

第 六 表

地 域	年 度	k	σ_k	j	σ_j	k+j
Australia	1912	.50	$\pm .05$.48	$\pm .04$.98
〃	1922~23	.61	$\pm .06$.46	$\pm .05$	1.07
〃	1926~27	.60	$\pm .06$.36	$\pm .05$.96
〃	1936~37	.50	$\pm .05$.50	$\pm .04$	1.00

この plant 平均資料あてはめによりえられる k の推定値を第一表のそれと比較することにより、産業別集計量に対するあてはめによりえられる k の推定値と大差なきことが判明する。そして、この事実を以て、上述の批判に答え、生産函数が近似的に一次且つ同次であることの更なる証左を見做している。しかし、この plant 平均資料えのあてはめも、決して満足の行くものでないから、決して批判に答えたものとは考えられない。

がしかし、このことをぬきにすれば上述の時系列分析、cross-section 分析の何れに於ても、Australia に対する適用例は、アメリカ合衆国製造工業へのあてはめの結果と類似の結果を示していることが注目される。

(三)

上述の Australia に於けるあてはめの資料は何れも時系列分析の場合、製造工業全体についての生産量、労働、資本（固定資本）の指数であり、cross-section 分析の場合、産業毎の付加価値額、労働、資本の投入量（存在量）であり、従って、先記資料に本来は micro の生産函数である Douglas 範式をあてはめることには無理があるわけである。経済理論にいう生産函数（Douglas 函数もそうである）はまず第一に、可能な投入量と可能な産出量との間の関係を示す技術的關係式であり、従って、生産物の種類が従って又産業の種類が異れば当然異なるものである。i 産業に於ける技術的 生産 函数が例えば先記 Douglas 範式を使用して、

$$P' = bL^{k_i}C^{j_i} \quad (6)$$

と書かれるとき、s 産業に於けるそれは

$$P' = bL^{k_s}C^{j_s} \quad (7)$$

と書かれるべきものである。即ち、産業間に於て、労働と資本の代替関係が異なるから当然産業を異にすれば、技術的 生産 函数は異なるものと考えられる。だから、この事情を無視して、単一の範式

$$P' = bL^k C^j \quad (1)$$

をあてはめて、k と j とを推定して、そして、これらの推定値がその資料に含まれるの k_i , j_i の平均値の推定値と見做しても、その経済的意味は決して明らかでない。第二に、各産業毎の企業構成が異なるから、産業別資料をその産業に含まれる企業毎の量の単なる集計として計算することには無理があり、ひいては、この産業毎の企業構成を反映する要素が global data 間の関係を示す macro の生産範式には当然はいってこなければならぬ筈である。従って、この種の macro の生産函数範式は、それらの条件を示す新しいパラメーターが当然はいってくるから、純粹に技術的のものでもないし、従って、それらを無視して global data に対しあてはめて k と j とを推定し、以て、技術的 生産 函数式の推定と見ることはかなり無理がある。第三に、第一に関連して産業毎の資本強度が異なることである。ある産業は他産業に比して、特に固定的設備を必要とする如き 高度の装置産業であり、他の産業は生産の技術的特性からしてそれほど大量の固定的設備を必要とするものではない等と、資本強度が生産技術の面から、産業毎に異ると考えられる。更に産業を異にすれば資本使用の程度も異なるものと考えられる。だからそれらの事情を無視するあてはめは尚一層根拠がうすくなる。

だから、資料の入手が可能の場合には、各産業毎の企業別の資料を利用して、各産業毎に技術的 生産 函数式がいかなるものであるかの推定を行うことが最も望ましいし、この推定の結果は産業別集計量えの Douglas 函数あてはめに対する有力な一批判⁽⁶⁾を提供するものと思われる。

(四)

このような企業別資料に対するあてはめの例が India について行われているのでそれを見ることにしよう。この場合えられる、生産範式は従って interfirm のものである。この推定の結果が第七表に示される。

第 七 表

年度	N	b	k	j	V	$\frac{W}{P}$	$\frac{C}{P}$
1951	607	1.03	.59 ($\pm .02$)	.40 ($\pm .02$)	.98	.54	2.32
1952	320	0.68	.53 ($\pm .03$)	.50 ($\pm .03$)	.95	.58	2.36

第七表に於て年度はあてはめの行われた年度、Nは含まれた観察数であり、1951年度に於ては、28の製造工業に含まれる607企業の数を示し、1952年度に於ては、320企業の数を示し何れの場合に於ても製造工業に含まれる企業のうち、払込資本 Rs. 0.5 million 以上の比較的大きな企業が採用された。b, k, j の欄は夫々の推定値を、カッコの中の数値は夫々の推定誤差を示し、 $\frac{W}{P}$ は賃銀、俸給の付加価値額に於て占める割合、 $\frac{C}{P}$ は付加価値に対する資本の割合を示し、rは重相関係数であり、このrの数値は何れも高いことが目につく。扱、あてはめに使用された資料は、産業の差を無視しての各企業毎のそれであり、P資料としては、企業毎の付加価値額が採用され、

net value of output=sales+closing stock-opening stock

-manufacturing expenses-depreciation

として計算され、L資料は、各企業毎に支払われた賃銀、俸給総額が採用され、C資料は減価償却を別にした総固定資産と総運転資本の和であり、期首と期末の資本ストック価値額の平均がとられ、これは何れも帳簿上の価値で評価された。

上述の第七表の結果は夫々の年度に於て、産業別の差異を無視して、全企業（1951年度に於ては607企業、1952年度に於ては320企業）の夫々の資料へのあてはめの結果を示す。勿論 Australia へのあてはめとは、資料のとり方に於て、資料の定義（就中L資料の定義）に於て若干の差異が見られるから、同じ解釈を行うことには若干問題があるが、一応これを無視すると、第七表に関する限り、(1)kとjとの和が1951年度に於ては0.99、1952年度に於ては1.03であり何れも1に近い事実、(2)重相関係数rが1951年度に於ては0.98、1952年度に於ては、0.95といづれも高く、従って、経験的にえられた Douglas 範式は、推定方程式としてならば有数であること、(3)kと $\frac{W}{P}$ を比較すると、1951年度に於てkの推定値は、0.59、 $\frac{W}{P}$ の推定値は0.54、1952年度に於ては、kの推定値は0.53、 $\frac{W}{P}$ の推定値は0.58であり、 $k \div \frac{W}{P}$ の事実がえられていることが注目される。この場合上記(1)、(2)、(3)をいかに解釈するかを別にすれば、Australia 乃至 United States of America (8)の場合と同様に、かなり満足の行く結果がえられていることが注目される。

所が上述第七表は、産業別の差異を一切無視しての企業別資料をのべてはめである。こゝで、第七表の k 、 j の推定値が果して満足の行くものであるか否かを検討しようとするれば先述の理由からして産業別の企業毎の資料に対し、Douglas 範式をあてはめて、夫々、産業別のパラメータを推定することが必要であり、このため、先記年度の India の主要産業 Cotton, Jute, Sugar, Coal, Paper, Basic Industrial Chemicals 及び Electricity の7つの産業部門をとりだし、 k 、 j の推定を行った結果を見よう。これらの諸結果は第八表、第九表に示される如くである。

1951年度 第 八 表

産 業	N	b	k	j	重相関係数	$\frac{W}{P}$	$\frac{C}{P}$
Cotton	125	.97	.92 (.03)	.12 (.04)	.98	.63	1.95
Jute	43	1.67	.84 (.12)	.14 (.17)	.91	.60	2.14
Sugar	26	2.70	.59 (.14)	.33 (.17)	.80	.30	2.67
Coal	26	.31	.71 (.06)	.44 (.08)	.99	.57	1.57
Paper	10	.49	.64 (.06)	.45 (.06)	.99	.41	2.88
Basic industrial chemicals	12	.37	.80 (.24)	.37 (.30)	.97	.37	3.25
Electricity	18	1.03	.20 (.09)	.67 (.10)	.97	.30	7.24

1952年度 第 九 表

産 業	N	b	k	j	重相関係数	$\frac{W}{P}$	$\frac{C}{P}$
Cotton	81	.96	.66 (.04)	.34 (.06)	.97	.75	2.27
Jute	33	.12	.91 (.09)	.34 (.10)	.95	.71	1.98
Sugar	16	.10	.24 (.14)	.94 (.21)	.94	.32	3.11
Coal	16	.24	.58 (.05)	.58 (.09)	.99	.55	1.52
Paper	9	.45	.59 (.22)	.49 (.12)	.97	.39	2.56
B. i. c.	6	.23	.82 (.06)	.40 (.10)	.997	.48	3.59
Electricity	14	.14	.02 (.13)	1.00 (.16)	.96	.30	6.77

上の表に於て k , j の推定値の下にカッコをつけて示されている数値は夫々の推定誤差を示す。これらの表から次ぎの事柄がいわゆるようである。(1) k と j との和を見るに, 1951年度に於ては, Coal の1.15, Basic industrial chemicals の1.17, Electricity の0.87を除き, 何れも, 1.00乃至0.9台にあり, k , j の推定誤差がかなり大きいことから見て, $k + j = 1$ の仮設を退けるだけの理由は上述の第八表からは見られないようである。がしかし, 推定誤差を別にすれば, 1952年度に於ては, Jute の1.25, Sugar の1.18, Coal の1.16, Basic industrial chemicals の1.22の数値が示すように, かなり1とは異なる結果が目につく。しかも, 1952年度の, これらの7つの主要産業を含めての, 産業別の差異を無視しての企業別資料のあてはめの結果を示す第7表からは, $k + j = 1.03 \approx 1$ の結果がえられていることと対比する時, 産業別の推定値 k と j との和が1よりもかなり異なる数値を示したことが注目される。少くとも, 理論的に考える限り, 産業の差異を無視してあてはめを行うことには, 大きな無理があることを述べたが, このことを第八表は示し, 従って第七表の推定結果に疑念をさしはさましめるに充分と考えられる。そして, 同時に先記 Australia への適用結果についても同様のことがいわれうと思われる。(2)個々の k , j の推定値を見るに1951年度の k の推定値は, 最低 Electricity の0.20から, 最高 Cotton の0.92に至るまでの数値をとっており, 各産業毎にえられた k の推定値は大幅な変動を示し, 産業別を無視して, 607企業の資料にあてはめられた k の推定値0.59から, かなり差があることが目につく。1952年度についても同様で, 最低 Electricity の0.02から, 最高 Jute の0.91に及ぶ広い範囲にまたがっており, 決して第七表に示されている k の推定値0.53でもなければ, 又それらのまわりに群っていることをも示していない。だから, この場合, 産業別の生産函数は, 異なるものであり, これらを無視して, 生産函数式をあてはめて, k と j とを推定してもあまり意味がないと考えられる。(3)更に, 産業別の relative share of labor を示す $\frac{W}{P}$ の数値も, 1951年度に於ては, 最低 Sugar, Electricity の0.30から, 最高 Cotton の0.63の範囲にまたがっており, 決して産業別の差異を無視して求められた第7表の $\frac{W}{P}$ の推定値0.54のまわりに群っていることにもならぬ。同様のことは1952年度のそれについても見られる所である。(4)更に産業別の k の推定値と, $\frac{W}{P}$ の推定値とを比較するに, 最高 Basic industrial chemicals の0.43の差から Cotton, Jute, Sugar, Coal, Paperといづれの産業においても k と $\frac{W}{P}$ とはかなり大幅に異っており, これらの推定結果からは, k の推定誤差を考慮にいれても, 決して $k = \frac{W}{P}$ の仮設は妥当視されない。しかも尚, 産業の差異を無視したあてはめの結果を示す第7表の結果からは, k の推定値は0.59, $\frac{W}{P}$ の推定値は0.54'とかなり満足の行く結果がえられているが, 第8表の推定結果からは, どうしても, この第7表の推定結果の比較は妥当視されない。同様のことは1952年度の場合にも妥当することが見られる。そして, このことは同時に先記 Australia の場合のあてはめについての一批判を提供するものと考えられる。(5)更に, 産業別の資本強度これが $\frac{C}{P}$ にて示されているが, この $\frac{C}{P}$ が資本強度を示

す適当な尺度であるか否かを別にすれば、1951年度に於ては最低 Coal の1.57から、最高 Electricity の7.24に及ぶかなり広いひろがりをもっている。そして、このことはわれわれが経済理論から充分納得出来る事柄であるが、これらの数値は産業内の差異を無視して推定された第7表の $\frac{C}{P}$ の数値2.32に比してかなり大幅に変動していることが理解される。産業間に於て、その技術的特性から、乃至その他の事情から、資本強度は異なるものと予想され、従って、この資本強度の異なることが又L, C間の代替の程度を規定し、従って、生産函数は産業毎に異ると予想されると述べたが、今こゝで述べた事実も又、これらの差異を無視して、単一のプロダクション・ファンクショナル・フォームをあてはめることがかなり危険であることを示す。このことは又前述の Australia へのあてはめに対する一批判ともなる。(6)上述を無視するにしてもその何れの場合にも、例えば、1951年度に於ては、Basic industrial chemical の0.24を最高として、kの推定誤差がかなり大きいことが目につく。jについても同様であり、このことは1952年度についても見られることである。恐らくはこのことは、観察数が少ないこと、例えば、1951年度に於ては、最高125というように観察数が少ないことに帰せられると思われる。同様のことは、1952年度にも妥当する。(7)しかも尚、重相関係者は、1951年度の Sugar の0.80を除き、何れも0.9台であり、従って、夫々の年度に於て、夫々の主要産業に於て、経験的プロダクション・ファンクショナル・フォームを、推定方程式として使用する場合には、推定誤差が小さくて、極めて満足の行くものであることが判明し、このことは他の Australia への場合と同様である。しかし、今までの(1), (2), (3), (4), (5), (6)までの議論はこの(7)の事実が、構造方程式としての Douglas 範式を決して justify するものでないことを明らかにしえたと思う。

- (1) 例えば拙稿「賃銀の限界生産力説」長大経済学部機関紙「経営と経済」第94号pp.107~130
- (2) K. Wickssll, "Lectures on Political Economy," Volume 1 pp.124~133.
- (3) P. H. Douglas and C. W. Cobb, "A Theory of Production" American Economic Review 1928
- (4) この推定に関する文献は Handsaker and P. H. Douglas, "The Theory of Marginal Productivity Tested by Data for Manufacturing in Victoria" Quarterly Journal of Economics, Nov. 1937; Feb, 1938., G. T. Gunn and P. H. Douglas, "The Production Function for Australian Manufacturing" Q. J. E. Nov. 1941, G. T. Gunn and P. H. Douglas, "Further Measurement of Marginal Productivity," Q. J. E. May 1940; P. H. Douglas, "The Theory of Wages" pp.167~172
- (5) P. H. Douglas, "Are There Laws of Production?" American Economic Review, March, 1948. pp.40~41
- (6) P. H. Douglas, "Are There Laws of Production?" pp.24~25.
- (7) V. N. Murti and V. K. Sastry, "Production Functions For Indian Industry", Econometrica April 1957. J. Tewari, "Productivity of Capital Investment in U. P.," Bulletin of the Inter-national Statistical Institute, Vol. XXXIII, Part III

1951; M. M. Dutt, "The Production Function for Indian Manufactures," Sankya, Vol 15, Part IV, 1955; R. J. Bhatia, "The Production Function for Indian Manufactures, 1948", Journal of the Bombay University, Jan. 1954等が見られるが、本小論に於ては、主として、V. N. Murti and V. K. Sastry の論文を参照した。

- (8) 資料（就中、生産量を示す資料）が価値額で示されているから、パラメター k 、 j の推定値にはすでに市場条件を反映する要素が含まれているから、従って技術的生産函数のパラメターの推定値とは見られにくいこと。従って、又この推定値と $\frac{W}{P}$ とを比較することにより、限界生産力説の検証も行われにくいとの見方があるからである。例えば、J. Marschak and W. H. Andrews Jr., "Random Simultaneous Equations and the Theory of Production" Econometrica, Vol. 12. July-October, 1944. (1963.4.15)